

انتخاب نامساعد^۱ و مخاطرات اخلاقی^۲ در بازار بیمه درمان ایران

غلامرضا کشاورز حداد

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف

G.K.Haddad@sharif.edu

مهديه زمردی انباجی

پژوهشگر اقتصاد، فارغ التحصیل دانشگاه صنعتی شریف

Mahdieh_Zomorrodi@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۱۱/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۷/۷

چکیده

هدف این تحقیق، برآورد یک مدل تقاضای مصرف خدمات درمانی (دارو و خدمات پاراکلینیکی) در ایران، با وجود ناهمگنی غیرقابل مشاهده در وضعیت سلامتی افراد و آزمون وجود کژگزینی و کژمنشی در این صنعت، با استفاده از آمار نمونه گیری بودجه خانوار ایران در سال ۱۳۸۵ است. مدل اصلی از روش GMM، برآورد و با استفاده از روش های آمار ناپارامتری، وجود این دو پدیده آزمون می شود. مدل مورد استفاده دارای کمترین فرض درباره چگونگی سیاست بازپرداخت بیمه ای، توزیع وضعیت سلامت پنهان افراد و همچنین انتخاب نوع بیمه است. نتایج، وجود کژگزینی را در میان بیمه شدگان خویش فرما و صاحبان حرف و مشاغل آزاد و مخاطرات اخلاقی را در میان تمام انواع بیمه درمان در ایران (کارمندان دولت، کارگران و کارفرمایان، خویش فرمایان و صاحبان حرف و مشاغل آزاد)، تأیید می کند.

طبقه بندی JEL : C14, D82, I11

کلید واژه ها: روش های نیمه پارامتری، اطلاعات نامتقارن، بازار خدمات درمانی

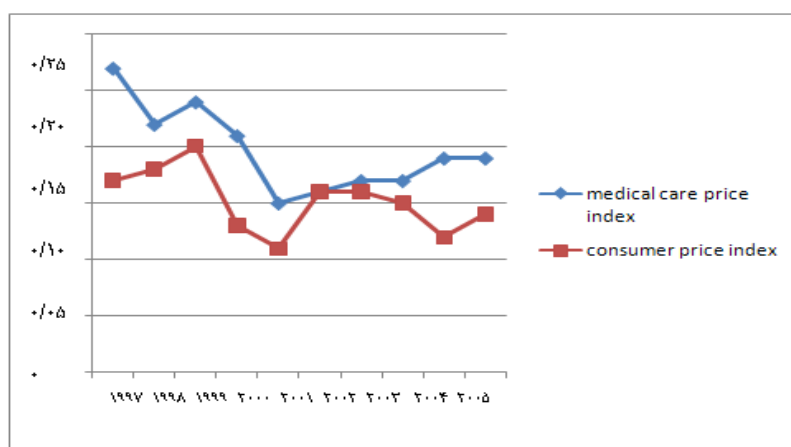
1- Adverse Selection.

2- Moral Hazard.

این دو واژه به صورت کژگزینی و کژمنشی ترجمه شده که به توصیه داوران به ترتیب انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی ترجمه گردید.

۱- مقدمه

آمارها نشان می‌دهد که در دهه اخیر رشد هزینه‌های بهداشت و درمان همواره از رشد CPI پیشی گرفته است. به‌عنوان مثال در سال ۱۳۸۵، CPI به اندازه ۱۴ درصد رشد کرده است، در حالی که رشد متوسط هزینه بهداشت و درمان یک خانوار در سال ۱۳۸۵ نسبت به سال قبل ۱۹ درصد بوده است. در همین راستا، می‌توان به رشد ۲۸ و ۲۰ درصدی متوسط قیمت دارو و خدمات پاراکلینیکی در سال ۱۳۸۵ اشاره کرد، که از بخش‌های حیاتی خدمات بهداشت و درمان هستند.



از پیامدهای رشد سریع هزینه‌ها، این است که سالانه، بیش از ۲ درصد خانوارها به‌علت پرداخت هزینه‌های بهداشت و درمان به زیر خط فقر می‌روند^۱. بنابراین تحلیل عوامل مؤثر بر رشد سریع هزینه‌ها، به منظور سیاست‌گذاری، از اهمیت قابل توجهی برخوردار است. از سوی دیگر عدم توجه به محاسبات بیمه‌ای در نظام تعیین تعرفه‌های بیمه‌ای و دیدگاه‌های حمایتی سیاست‌گذاران در این زمینه، اداره امور بیمه‌های درمانی را عمدتاً به صورت حمایتی درآورده است. به همین دلیل، حق بیمه‌های دریافتی توسط سازمان‌های بیمه‌ای، با هزینه‌های انجام شده تطابق ندارد. یکی از علل پدیدار شدن این رشد در هزینه بهداشت و درمان خانوارها، افزایش تقاضا برای خدمات درمانی است، که می‌تواند به دلیل اطلاعات نامتقارن درباره وضعیت پنهان سلامتی افراد باشد. که منجر به انتخاب نامساعد در انتخاب قرار دادهای بیمه‌ای و نیز هدر رفتن منابع درمان

به دلیل مخاطرات اخلاقی می‌شود، زیرا مصرف‌کنندگان خدمات درمانی معمولاً تمام هزینه‌های درمانی را متحمل نمی‌شوند، به همین دلیل انگیزه‌ای برای صرفه جویی در مصرف خدمات درمانی ندارند و با مصرف بیش‌تر از حد لازم، سبب افزایش تقاضا و در نتیجه تورم بیش‌تر در هزینه‌های بهداشت و درمان می‌شوند. بنابراین بازار بیمه درمان، به منظور فائق آمدن به این نا اطمینانی^۱ زمان و هزینه بیماری از طریق دریافت حق بیمه و ادغام ریسک، ایجاد شده است، که متأسفانه همانند بازارهای دیگر به دلیل وجود اطلاعات نامتقارن شکست می‌خورد. از آن جایی که استفاده از خدمات درمانی معمولاً هزینه زیادی را بر فرد تحمیل می‌کند، افرادی که به‌علت دارا بودن شرایط خاص سلامتی، نیاز بیش‌تری به استفاده از خدمات درمانی دارند، بیمه‌های با پوشش بالاتر^۲ را انتخاب می‌کنند (انتخاب نامساعد)، اگرچه بیمه‌گر سعی می‌کند هزینه انتظاری افراد بیمه شده را پیش‌بینی کند، ولی افراد اطلاعات مفیدی در مورد وضعیت سلامت خود دارند، که ثروت بیمه‌گر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به این ترتیب که بیمه‌گر تمایل دارد حق بیمه را بر اساس میانگین ریسک انتظاری، تعیین کند و این قیمت برای افراد با ریسک کم‌تر (برای مثال جوانان) گران تلقی شده و آن‌ها از خرید بیمه امتناع می‌کنند. که این وضعیت منجر به بالا رفتن ریسک افراد تحت پوشش بیمه شده و به ضرر شرکت بیمه تمام می‌شود. از دیگر پیامدهای عدم تقارن اطلاعات در بازار بیمه درمان، این است که چون رفتار افراد توسط بیمه‌گر مشاهده نمی‌شود، افراد تحت پوشش بیمه، مراقبت کم‌تری در پیش‌گیری از وقوع بیماری انجام می‌دهند (مخاطرات اخلاقی پیشین^۳)، زیرا این مراقبت برای آن‌ها هزینه‌ای دارد و آن کاهش مطلوبیت است. علاوه بر این، آن‌ها نسبت به افراد بیمه نشده از خدمات درمانی بیش‌تر و یا با کیفیت بهتری استفاده می‌کنند (مخاطرات اخلاقی پسین^۴)، که هر دوی این پدیده‌ها به نوعی از طریق افزایش ریسک افراد بیمه شده، شرکت بیمه را متضرر می‌کند.

در این حالت که توزیع اطلاعات متقارن نیست، لزوماً تعادل بهترین اول^۵ نمی‌تواند برقرار شود. بیمه‌گر می‌بایست بین سود به‌دست آمده از کاهش ریسک افراد بیمه شده، با هزینه تحمیل شده ناشی از انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی، تعادل برقرار کند.

1- Uncertainty.

2- Generous Insurance.

3- Ex-ante Moral Hazard.

4- Ex-post Moral Hazard .

5- First Best Equilibrium .

زیرا هزینه تأمین بیمه برخلاف سایر کالاها مثل خوراک و پوشاک، بستگی مستقیم به ویژگی‌های خریدار آن دارد. افرادی با سابقه سلامتی بدتر، نسبت به افراد سالم تر منفعت بیشتری از بیمه شدن به دست می‌آورند و هزینه بیشتری را به بیمه تحمیل می‌کنند. در صورتی که این تعادل برقرار شود، اگرچه رفاه شرکت کنندگان در بازار بیمه به اندازه زمانی که در آن هیچ انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی رخ نمی‌دهد، نخواهد بود، اما رفاه آنان با فرض وجود اطلاعات نامتقارن به بیش‌ترین مقدار خود خواهد رسید. این تعادل اصطلاحاً تعادل بهترین دوم¹ نامیده می‌شود.

هدف این پژوهش آزمون اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه درمان ایران است. برای رسیدن به این هدف ابتدا یک مدل تقاضا برای بیمه درمان و مراقبت‌های درمانی با وجود انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی، تحت کم‌ترین فروض پارامتریک، تصریح و سپس پارامترهای ساختاری مدل با استفاده از رویکرد نیمه پارامتری دو مرحله‌ای برآورد می‌شود. هم‌چنین می‌توانیم توزیع وضعیت پنهان سلامتی فرد را به صورت ناپارامتری به دست آوریم، که طراحی یک آزمون ناپارامتری را برای وجود انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی فراهم می‌کند. آن‌گاه به معرفی اندازه‌ای برای محاسبه میزان پدیده مخاطرات اخلاقی هر فرد پردازیم، هم‌چنین قادر خواهیم بود شدت مخاطرات اخلاقی متوسط جامعه را محاسبه کنیم.

در ادامه، در بخش ۲، با انجام یک جمع بندی، سیری در نوشتارهای نظری و تجربی پیشین انجام می‌شود. در بخش ۳، با تقسیم کالاهای مصرفی افراد به مصرف خدمات درمانی و سایر کالاها، یک تابع مطلوبیت با ویژگی ریسک‌گریزی تصریح می‌شود، که چارچوب تحلیلی مقاله را معرفی می‌کند. ساختار بیمه، درمان ایران و داده‌های مورد استفاده در تحقیق، در بخش ۴ تشریح می‌شود. بخش ۵، با جزئیات لازم، نتایج برآوردها و آزمون‌های انجام شده را تشریح و بخش ۶ مقاله، نتایج و محدودیت‌های تحقیق را بیان می‌کند.

۲- سیری در نوشتارهای پیشین نظری و تجربی

تئوری‌های اطلاعات نامتقارن، وجود یک رابطه مثبت بین انتخاب قراردادهای با پوشش بالاتر (درصنعت بیمه) و سطح ریسک افراد را پیش‌بینی می‌کنند. این نتیجه در

1- Second Best Equilibrium.

هر دو نوع پیامد اطلاعات نامتقارن برقرار است، اما جهت رابطه علی و معلولی در آن‌ها تفاوت دارد. در انتخاب نامساعد، افراد پر ریسک، بیمه‌های با پوشش بالاتر را انتخاب می‌کنند، در حالی که در مخاطرات اخلاقی، افراد دارای بیمه‌های با پوشش بالاتر، تلاش کم‌تری برای جلوگیری از وقوع بیماری انجام داده (مخاطرات اخلاقی پیشین) و علاوه بر آن خدمات درمانی بیش‌تری نیز استفاده می‌کنند (مخاطرات اخلاقی پسین)، در نتیجه، افراد پر ریسکی خواهند بود.

برای آرایه یک طبقه بندی از ادبیات نظری، تئوری‌های اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه درمان، از جهت چگونگی رابطه علی و معلولی، به سه دسته تقسیم می‌شوند:

۱- نظریه انتخاب نامساعد، که نخستین بار توسط آکرلف (۱۹۷۰)، در بررسی مشکلات افراد بالای ۶۵ سال برای خرید بیمه درمان، مطرح شد. وی پیشنهاد ایجاد بیمه مراقبت از افراد کهنسال^۱ را برای حل این مشکل ارائه داد. در ادامه راتشیلد و استیگلیتز (۱۹۷۶)، به بررسی وجود تعادل رقابتی در شرایط اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه درمان پرداختند. آن‌ها نشان دادند که در شرایط اطلاعات نا کامل^۲، ممکن است تعادل رقابتی وجود نداشته باشد. آن‌ها دو نوع تعادل را در این حالت مجاز می‌شمارند: **تعادل انباشته**^۳، که در آن به همه افراد قراردادی یکسان ارائه خواهد شد و **تعادل مجزا**^۴، که در آن به افراد مختلف قراردادهای متفاوت ارائه می‌شود. ویلسون^۵ (۱۹۸۰) نیز، ادغام ریسک و آرایه قراردادهای مشابه به همه افراد را نوعی یارانه دهی از افراد کم ریسک به افراد با ریسک بالا توصیف می‌کند. در این راستا کاو (۱۹۸۵)، یارانه دهی بین گروهی از طرح‌های با پوشش محدودتر به طرح‌های سخاوتمند را به عنوان راه کاری برای دست یافتن به تعادل مجزا معرفی می‌کند. از سویی فلدمن و دود^۶ (۱۹۹۱) و کالتر و ربر^۷ (۱۹۹۸)، به‌طور جداگانه در مدل‌های خود نشان دادند که طی یک فرآیند پویا، به‌علت وجود انتخاب نامساعد، بیمه‌های سخاوتمندتر از بازار بیمه حذف می‌شوند، چراکه بیمه‌گر تمایل دارد افراد سالم تر را جذب کند، بنابراین پوشش خود را محدود می‌کند تا از بروز انتخاب نامساعد

1- Medicare.

2- Imperfect Information.

3- Pooling Equilibria.

4- Separating Equilibria.

5- Wilson.

6- Feldman and Dowd.

7- Culter and Reber.

جلوگیری کند. آن‌ها این فرآیند حذف بیمه‌های سخاوتمند را "مارپیچ میرا"، نامیدند. به‌تازگی کالتر و زکهارز (۲۰۰۰) و پاولی (۲۰۰۶) نیز به بررسی راه کارهای مقابله با این پدیده پرداخته‌اند. که از نتایج کارهای آن‌ها می‌توان به ارایهٔ قراردادهای مجزا، یارانه دهی بین گروهی و محدود کردن افراد در انتخاب بیمه‌های با پوشش کم‌تر، اشاره کرد. در خصوص کارهای تجربی انجام شده که نتایج هماهنگ با نظریهٔ انتخاب نامساعد دارند می‌توان به کامرون (۱۹۸۸)، براون (۱۹۹۲)، دورپینگاس (۱۹۹۳)، جیلسکی (۱۹۹۸)، خواجا (۲۰۰۲) اشاره کرد. کاردون و هندل (۲۰۰۰)، نیز، به علت وجود شواهدی همانند: تعداد قابل توجه افراد بیمه نشده در آمریکا، تفاوت قیمتی فاحش بین نرخ بیمه‌های خصوصی و بیمه‌های کارفرمایی، به آزمون وجود انتخاب نامساعد در بازار بیمهٔ درمان آمریکا پرداختند. آزمون ارائه شده در این مقاله، براساس ارتباط بین تقاضای بیمه درمان و مصرف خدمات درمانی انجام شده است. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که انتخاب نامساعد یا هر گونه متغیر غیر قابل مشاهدهٔ دیگری برای محقق وجود ندارد که هر دوی انتخاب نوع بیمه و چگونگی مصرف خدمات درمانی را تعیین کند.

۲- نظریهٔ مخاطرات اخلاقی پیشین، بیان می‌دارد که اگرچه وقوع بیماری یا سلامت افراد در آینده، امری غیر قطعی و وابسته به احتمالات است، اما افراد می‌توانند بر میزان این احتمال تأثیرگذار باشند. در این ردیف، می‌توان به مقالهٔ زیفل و بریر (۱۹۹۷) اشاره کرد، که به تعیین میزان تلاش بهینه برای جلوگیری از وقوع بیماری، توسط فرد پرداختند و به این نتیجه رسیدند که در شرایط بهینگی، فرد به گونه‌ای عمل می‌کند که بین میزان مطلوبیت به‌دست آمده از خدمات درمانی پیشگیرانه، ناشی از کاهش احتمال بروز بیماری و هزینهٔ تلاش برای جلوگیری از بیماری، ناشی از کاهش دستمزد خود، تعادل برقرار کند. در همین راستا، کنکل^۱ (۲۰۰۰)، پیشنهاد داد از آن جایی که خدمات درمانی پیشگیرانه به انتخاب خود فرد انجام می‌گیرد، به خودی خود ماهیت نا اطمینانی ندارد، بنابراین قابل بیمه کردن نیست. اما از کارهای تجربی انجام شده در این قالب، از رودی (۱۹۸۶)، لیلارد (۱۹۸۶)، کیلر و رولف (۱۹۸۸)، چرکین (۱۹۹۰) نام برد، که هر یک به نحوی اثر تغییر در

1- Death Spiral.

2- Kenkel .

سیاست‌های بیمه‌ای در خدمات درمانی پیشگیرانه را، بر میزان تقاضای این خدمات بررسی کرده و به نتایجی هماهنگ با تئوری دست یافتند.

۳- نظریهٔ مخاطرات اخلاقی پسین، که به احتمال بد رفتاری افراد در خرید خدماتی اشاره می‌کند هزینهٔ کل یا قسمتی از آن توسط دیگران پرداخت می‌شود و نخستین بار توسط ارو (۱۹۶۳) در بررسی بازار بیمه درمان، معرفی شد. پاولی (۱۹۶۸) نیز، وجود پدیدهٔ مخاطرات اخلاقی را با اهداف توزیع ریسک در بیمه، مغایر می‌داند. در این چارچوب، زکهازر (۱۹۷۰)، اسپنس و زکهازر (۱۹۷۱)، بلومویست (۱۹۹۷)، کالتر (۲۰۰۰) و گلدمن و فیلیپسون (۲۰۰۷)، به تعیین سیاست بهینهٔ بازپرداخت بیمه، با وجود مخاطرات اخلاقی پسین، پرداختند. ایدهٔ حاکم بر تمامی این مقاله‌ها، بیشینه کردن مطلوبیت انتظاری فرد، با قید سودآوری صفر بیمه‌گر است. کارهای تجربی وسیعی در این زمینه انجام گرفته است که از آن جمله می‌توان به هینی و ریدل (۱۹۷۰)، سیتوفسکی و سیندر (۱۹۷۲)، روست و هانگ (۱۹۷۳)، فیلیپس و نیوهاس (۱۹۷۴) و آزمایش تصادفی بیمهٔ درمان (RHIE) که در سال ۱۹۷۴ به سفارش دولت فدرال آمریکا انجام گرفت، اشاره کرد.

۴- انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی، تنها مقالهٔ تجربی موجود که وجود هر دو پدیدهٔ انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی را هم‌زمان آزمون می‌کند، مقالهٔ باجاری و همکاران^۱ (۲۰۰۵) است، که مبنای کار تجربی این پژوهش نیز می‌باشد. آن‌ها با استفاده از داده‌های هزینه و درآمد ۳۷۳۵ خانوار در سال ۱۹۹۶ در آمریکا، به آزمون وجود انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی بین انواع مختلف بیمه پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها فرضیهٔ وجود انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی در بیمه‌های درمان آمریکا، شامل بیمه‌های کارگر و کارفرما، بیمهٔ مشاغل آزاد، بیمهٔ خصوصی و بیمهٔ مراقبت از افراد کهنسال، را تأیید می‌کند. هم‌چنین آن‌ها نشان دادند که تنها بیمهٔ خصوصی با تعیین نرخ بازپرداخت بهینه توانسته است با مشکل مخاطرات اخلاقی به درستی برخورد کند.

۳- چارچوب تحلیل

مدل نظری و تجربی ما بر اساس کارهای نظری کالتر و زکهازر (۲۰۰۰) و باجاری و همکاران (۲۰۰۵)، صورت بندی می‌شود و یک مدل تقاضای درون زای مصرف‌کننده برای مصرف خدمات درمانی، با وجود هر دو پدیدهٔ انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی

تصریح می‌شود، که از دیدگاه اقتصادسنجی یک ناهمگنی^۱ غیرقابل مشاهده را در توزیع وضعیت پنهان سلامتی فرد، در نظر می‌گیرد. از آن جایی که هدف اقتصادی بیمه‌گر کاملاً مشخص نیست؛ این هدف می‌تواند، بیشینه کردن سود (شرکت‌های خصوصی بیمه)، یا انباشت^۲ ریسک به قیمت از دست دادن سود (بیمه‌های دولتی اجباری برای افراد فقیر، سالمند و ناتوان جسمی) و یا سیاستی بین این دو باشد (بیمه از طریق کارفرما). به دلیل این ماهیت پیچیده، از مدل‌سازی تابع هدف بیمه‌گر چشم پوشی شده و فقط به مدل‌سازی رفتار بیمه‌گذاران پرداخته می‌شود.

به پیروی از اسپنس و زکهارز (۱۹۷۱) و بلومویست (۱۹۹۷)، مطلوبیت مصرف‌کننده نماینده را تابعی از ثروت وی w ، عملکرد طبیعت θ را، که بیانگر شوک‌های خارجی وارده به سلامت فرد است و متغیر انتخاب فرد را " m " در نظر می‌گیریم. اسپنس و زکهارز متغیر انتخاب m را یک مفهوم کلی می‌دانند، که می‌تواند بیانگر میزان سرمایه‌گذاری فرد در زمینه‌ای خاص و یا حتی هزینه خرید کالای خاصی باشد. از آن جایی که پیامدهای ناشی از مخاطرات اخلاقی در مصرف خدمات درمانی شامل سه فرآیند مراجعه به پزشک گران‌تر، تقاضای بیش از اندازه دارو و درخواست برای آزمایشات سلامتی کامل^۳ و خدمات پاراکلینیکی غیر ضروری است، به‌علاوه، بیمه‌های درمان مورد بررسی در این پژوهش، هزینه‌های ناشی از مراجعه به پزشک غیرطرف قرارداد را تقبل نمی‌کنند، متغیر m را هزینه ناشی از مصرف دارو و خدمات پاراکلینیکی در نظر می‌گیریم. به دو دلیل، اول آن‌که بر خلاف دیگر خدمات درمانی (بستری و ...)، معمولاً بیمه‌ها پوشش قابل قبولی از این خدمات را ارائه می‌دهند، به‌عنوان مثال سازمان خدمات درمانی، ۷۰ درصد از هزینه‌های ناشی از مصرف دارو، خدمات رادیولوژی و آزمایشگاهی را پرداخت می‌کند. از سویی در کشور ما مصرف دارو به‌عنوان حیاتی‌ترین بخش خدمات درمانی اهمیت یافته است، چراکه در کشورهای توسعه یافته، مراقبت‌های سرپایی بهداشتی و درمانی ۳۰ درصد، ولی در ایران ۶۰ درصد از کل هزینه‌های مراقبت سلامت را به خود اختصاص می‌دهند. این وزن بالای هزینه مراقبت سرپایی بهداشتی و درمانی در کل هزینه‌های سلامت، جایگاه دارو و خدمات پاراکلینیکی را در نظام مراقبت‌های سلامت کشور برجسته کرده است^۴، به طوری که به ترتیب ۳۰ و ۲۰ درصد از

1- Heterogeneity.

2- Pooling.

3- Check-up.

۴- گزارش بررسی وضعیت صنعت داروسازی در ایران پس از انقلاب اسلامی (۱۳۸۴)، باسمنجی و همکاران، شماره ۸، ۷۶۰۸، دفتر مطالعات اجتماعی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ص ۱.

منابع سازمان تأمین اجتماعی در بخش دارویی و خدمات پاراکلینیکی آن صرف می‌شود، که این آمار دو برابر استاندارد جهانی است.^۱ از دیدگاه پزشکان، گاهی اصرار بیمار است که موجب نوشته شدن نسخه و طوماری روی آن برای مراجعه به آزمایشگاه، رادیولوژی و سی تی اسکن و ام.آر.آی^۲ می‌شود. بنابراین، $U(c, m - \theta; \gamma)$ را طوری تصریح می‌کنیم که به هزینه مصرف دارو و خدمات پاراکلینیکی m ، وضعیت سلامتی غیرقابل مشاهده افراد θ ، سطح ثروت فرد که همان قدرت خرید وی از کالاهای دیگر (کالای مرکب c)، است و پارامترهای γ که مشخص کننده تابع مطلوبیت هستند، بستگی داشته باشد. به پیروی از بلومویست (۱۹۹۷)، فرض می‌کنیم:

$$U_c, U_m > 0, U_\theta < 0; U_{cc}, U_{mm}, U_{\theta\theta} < 0; U_{cm} = 0 \quad (1-3)$$

فرض $U_{cm} = 0$ ، برای جلوگیری از پیچیدگی‌های محاسباتی و به این پشتوانه پذیرفته شده است که ادبیات تجربی قابل توجهی وجود دارد که نشان می‌دهد مصرف دارو در کوتاه مدت هیچ گونه تأثیر معنی داری در میزان مصرف دیگر خدمات درمانی مانند خدمات بستری، سرپائی و اورژانس و ... ندارد. از آن جمله می‌توان به استوارت^۳ (۲۰۰۴)، بریساچر^۴ (۲۰۰۵)، شانگ^۵ (۲۰۰۵)، خان^۶ (۲۰۰۷) در میان سایر نوشتارها اشاره کرد که هرکدام از آنها معنی داری تأثیر مصرف دارو بر مصرف دیگر خدمات درمانی را آزمون کرده اند. هم‌چنین باید توجه داشت که هر دو متغیر m و θ ، بر حسب واحد پولی بیان می‌شوند، بنابراین تنها تفاضل آنها، به طور مستقیم وارد تابع مطلوبیت می‌شود.

$$U(c, m - \theta; \gamma) = [\gamma_1 / (1 - \gamma_1)] c^{1-\gamma_1} + [\gamma_2 / (1 - \gamma_2)] (m - \theta)^{1-\gamma_2} \quad (2-3)$$

مصرف کننده با قید بودجه $c = y - p - z(m)$ روبروست، که y سطح درآمد برون ز، p حق بیمه و $z(m)$ هزینه پرداختی از جیب توسط فرد است. بنابراین طرح بازپرداخت^۷ بازپرداخت^۷ مورد استفاده بیمه‌گر $(m-z)$ واحد پولی است، که اگر مصرف کننده هزینه معادل m واحد متحمل شود، به او پرداخت می‌شود. فرض می‌کنیم که بیمه‌گر برنامه بازپرداخت $(m-z(m))$ را قبل از تحقق شوک‌های سلامتی افراد θ تعیین می‌کند، این حقیقت که برنامه بازپرداخت، تنها تابعی از مصرف خدمات درمانی است و به طور

1- [2].

2- MRI.

3- Stuart.

4- Briesacher .

5- Shang.

6- Khan.

7- Reimbursement.

مستقیم به تحقق وضعیت سلامتی فرد θ بستگی ندارد، سبب وقوع مسئله مخاطرات اخلاقی می‌شود. پس از تحقق وضعیت سلامتی فرد θ ، مصرف‌کننده، سطح مصرف خدمات درمانی $m(\theta)$ را طوری انتخاب می‌کند که مطلوبیت او را بیشینه کند. به علاوه، فرض می‌کنیم که m یک تابع غیر نزولی از θ است:

$$U_m(c, m - \theta; \gamma) - U_c(c, m - \theta; \gamma)[z'(m)] = 0 \quad (3-3)$$

(3-6)، با استفاده از قاعده متعارف نرخ جانشینی نهایی (MRS)، برای تخصیص درآمد بین کالای مرکب و مراقبت‌های درمانی، به دست می‌آید. این معادله بیان می‌کند که نسبت مطلوبیت‌های نهایی از خدمات درمانی و کالای مرکب، باید با قیمت نسبی آن‌ها برابر شود. شهود اقتصادی آن، این است که مشروط بر قرارداد بیمه‌ای، افراد، سود نهایی استفاده از خدمات درمانی را که به صورت بهبود مطلوبیت بیان می‌شود، با هزینه نهایی استفاده از خدمات درمانی که به صورت هزینه پرداختی از جیب بیان می‌شود، برابر می‌کنند (کالای مرکب به صورت کالای شمارشگر^۱ در نظر گرفته می‌شود). این شرط بهینگی، وضعیت غیر قابل مشاهده سلامتی فرد " θ " را، به مصرف قابل مشاهده خدمات درمانی فرد " m " مرتبط می‌کند. بنابراین داریم:

$$\gamma_2 (m - \theta)^{-\gamma_2} = c^{-\gamma_1} (z'(m)) \quad (4-3)$$

همان‌طور که در بخش ۵ توضیح داده می‌شود، از این شرط به‌عنوان پایه‌ای برای مشخص‌نمایی مدل تحقیق و تخمین آن، استفاده می‌شود.

۴- ساختار بیمه درمان در ایران و داده‌ها

ارائه دهندگان بیمه درمان پایه در ایران عبارتند از: الف) سازمان بیمه خدمات درمانی، ارائه دهنده بیمه کارکنان دولت، سایر اقشار، خویش فرمایان و روستائیان. ب) سازمان تامین اجتماعی ارائه دهنده بیمه کارگر-کارفرما و صاحبان حرف و مشاغل آزاد. ج) نیروهای مسلح. د) کمیته امداد. ه) سازمان‌های خاص، مانند شهرداری، شرکت نفت و

بنابر تقسیم‌بندی فوق در فضای صنعت بیمه درمان در ایران، بخش قابل توجهی از افراد حق انتخابی برای نوع بیمه خود ندارند. به عبارت دیگر، افراد بر حسب نوع شغل خود مجبور به پذیرفتن یکی از انواع بیمه‌های فوق هستند. بنابراین در ایران هر فرد

مشروط بر نوع بیمه تحمیل شده بر او و داشتن مقدار تحقق یافته θ از توزیع وضعیت سلامتی، اقدام به مصرف خدمات درمانی می‌کند.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از پرسش نامه بودجه خانوار سال ۱۳۸۵ به‌دست آمده است، که هر ساله توسط مرکز آمار ایران تهیه می‌شود. این نمونه برای دو بخش شهری و روستایی جمع‌آوری شده است که به ترتیب شامل ۱۴۱۶۷ و ۱۶۷۳۵ مشاهده هستند. ابتدا خانوارهایی که مجموع هزینه‌های خدمات دارویی و پاراکلینیکی و حق بیمه آن‌ها بیش‌تر از درآمد ماهیانه آن‌ها بوده را از نمونه، حذف و سرانجام به نمونه‌ای مشتمل بر ۳۰۸۷۰ خانوار شهری و روستایی دست می‌یابیم.

متغیرهایی که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته‌اند از سه بخش، الف) مشخصات کلی خانوار، ب) هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوار (بخش ۶) و ج) سایر هزینه‌های خانوار (بخش ۱۳)، در پرسشنامه سال ۱۳۸۵ استخراج شده‌اند. براساس تقسیم‌بندی انواع بیمه درمان در ایران و با توجه به محدودیت‌های منابع اطلاعاتی در نمونه بودجه خانوار ایران در سال ۱۳۸۵، هر خانوار به یکی از گروه‌های پنج‌گانه زیر، که اساس تحلیل در این پژوهش هستند، تعلق خواهد داشت: ۱) بیمه نشده‌ها، ۲) کارمندان دولت (تحت پوشش بیمه خدمات درمانی)، ۳) کارگران و کارفرمایان (تحت پوشش سازمان تامین اجتماعی)، ۴) خویش فرمایان (تحت پوشش بیمه خدمات درمانی)، ۵) صاحبان حرف و مشاغل آزاد (تحت پوشش سازمان تامین اجتماعی). گروه‌های

نرخ پرداخت از جیب افراد، با استفاده از داده‌های مصرف خدمات دارویی و پاراکلینیکی در دو بخش بیمه شده و بیمه نشده به‌دست می‌آید. این نرخ برای افراد بیمه نشده برابر یک و برای افراد بیمه شده اعم از بیمه خدمات درمانی و تامین اجتماعی، $0/3$ از مخارج درمانی است. فرض ما در به‌دست آوردن نرخ پرداخت از جیب، این است که انواع بیمه ممکن است سیاست‌های بازپرداختی خود را بر اساس توزیع انتظاری خود از وضعیت پنهان سلامتی هر فرد، تعیین کنند (به علت پیش بینی انتخاب نامساعد)، اما برنامه‌های بازپرداختی نمی‌تواند محدود به فرد مفروضی باشد.

بنابراین:

$$\hat{z}(m; d) = \begin{cases} m, d = 1 \\ 0/3m, d = 0 \end{cases} \quad (1-4)$$

۵- روش تخمین و آزمون

از یک تخمین زن نیمه پارامتری برای برآورد پارامترهای γ تابع مطلوبیت، استفاده می‌کنیم. مهم‌ترین ویژگی این روش این است که در تخمین پارامترهای مدل، به فروض پارامتریک درباره توزیع‌ها مقید نیستیم. بنابراین، استراتژی شناسایی ما تنها به تصریح درست تابع مطلوبیت مصرف‌کننده و به اعتبار فرضیهٔ بیشینه کردن مطلوبیت، بستگی دارد و به فروض آماری مربوط به چگونگی باز پرداخت و توزیع وضعیت سلامتی فرد θ وابسته نیست.

از روش گشتاورهای تعمیم یافته و متغیرهای ابزار x برای شناسایی و برآورد پارامترهای تابع مطلوبیت γ و به دنبال آن، محاسبهٔ توزیع وضعیت پنهان سلامت فرد θ ، استفاده می‌کنیم. فرض کلیدی، استقلال متغیرهای ابزاری x از شوک‌های وضعیت سلامتی θ است. با وجود این که شوک‌های وضعیت سلامتی θ غیر قابل مشاهده هستند، می‌توانند به صورت یکتا از مقدار مصرف قابل مشاهده خدمات دارویی و پاراکلینیکی، به دست آیند (با معکوس کردن شرایط بهینگی در (۳-۴)). با داشتن مقادیر γ ، برای هر فرد $i=1, \dots, n$ ، وضعیت سلامتی غیر قابل مشاهده θ_i ، می‌تواند از مصرف قابل مشاهده خدمات دارویی و پاراکلینیکی m_i با استفاده از شرایط بهینه مصرف‌کننده (۳-۳)، به دست آید. با جای گذاری مقدار $\bar{Z}(m; d)$ در (۳-۴)، می‌توان یک تابع صریح برای θ به دست آورد:

$$\hat{\theta}_i = \varphi(m_i, p_i, y_i, \hat{z}(m_i; d_i), \hat{\gamma}) \quad (۱-۵)$$

با استفاده از تابع مطلوبیت تصریح شده در (۳-۲) و با توجه به این شرط که $Z'(m) \geq 0$ است، داریم:

$$\varphi(m_i, p_i, \hat{z}(m_i; d_i), \gamma) = m_i - \left[\frac{1}{\gamma_2} (y_i - p_i - \hat{z}(m_i; d_i))^{-\gamma_1} (\hat{z}'(m_i; d_i)) \right]^{\frac{1}{\gamma_3}} \quad (۲-۵)$$

شهود اقتصادی شرط $Z'(m) \geq 0$ این است که مادامی که مصرف خدمات درمانی افزایش یابد، پرداخت از جیب فرد نیز زیاد می‌شود.

این برآورد را با استفاده از رابطه (۲-۵) و متغیرهای دهک درآمدی، بعد خانوار، تعداد افراد با سواد در خانوار و عدد ثابت را به عنوان متغیرهای ابزاری انتخاب می‌کنیم. انتخاب این متغیرها به گونه‌ای بوده است که با شوک‌های وارده به سلامتی فرد، ارتباط نداشته باشند، در حالی که با متغیرهای توضیحی درآمد و حق بیمه مرتبط‌اند. با توجه

به جدول (۵-۱)، تمامی ضرائب به دست آمده در سطح ۰/۰۵ معنی دار هستند. هم‌چنین با مقدار به دست آمده برای آماره J در سطح ۰/۰۵، فرض صفر عدم همبستگی میان متغیرهای ابزاری و جزء اخلاص (شوکه‌های وارده به وضعیت سلامتی فرد)، رد نمی‌شود. زیرا:

$$TJ = 30.870 * (2/17E - 0.07) = 0/0.067 < \chi^2_{0.05}(1) = 3/84 \quad (3-5)$$

بنابراین متغیرهای ابزاری به درستی انتخاب شده‌اند. از تابع آزمون فوق، برای آزمون فرضیه صفر برقراری قید بیش از حد مشخص نمایی نیز استفاده می‌کنیم. p -مقدار این آزمون ۰/۹۳۵ محاسبه شده، که به معنای پذیرش فرض صفر برقراری قید بیش از حد مشخص نمایی است. با یادآوری (۳-۲)، پارامتر ریسک‌گریزی افراد در مصرف کالای مرکب، $\hat{\gamma}_1 = 0/38$ تخمین زده شده است، در حالی که این پارامتر در مصرف خدمات دارویی و پاراکلینیکی $\hat{\gamma}_3 = 0/91$ است. بنابراین افراد در استفاده از خدمات دارویی و پاراکلینیکی، ریسک‌گریزی بیش‌تری نسبت به مصرف دیگر کالاها و خدمات نشان می‌دهند. این مقادیر تخمین زده شده با نتایج به دست آمده توسط باجاری و همکاران (۲۰۰۵)، مطابقت دارد. هم‌چنین وزنی که در رابطه (۳-۲) به مصرف خدمات دارویی و پاراکلینیکی داده شده است، $\hat{\gamma}_3 = 78$ تخمین زده شده است، که نشان می‌دهد افراد به مصرف خدمات دارویی و پاراکلینیکی، ارزش بسیار بیش‌تری نسبت به مصرف دیگر کالاها می‌دهند، چرا که مصرف این خدمات مستقیماً با وضعیت سلامتی آن‌ها در ارتباط است.

در این مرحله با دانستن پارامتر ریسک‌گریزی افراد در مصرف خدمات دارویی و پاراکلینیکی، اقدام به محاسبه ضریب ریسک‌گریزی مطلق ارو-پرت^۱، در مصرف این گونه خدمات برای هر فرد می‌کنیم.

$$r_A(m) = -u_m'' / u_m' = \gamma_3 / (m - \theta) \quad (4-5)$$

که $I_A(m_i) > 0$ است، همان‌طور که در تبیین تابع مطلوبیت فرض کرده بودیم، همه افراد ریسک‌گریز هستند. جدول (۵-۲)، خلاصه آماری این متغیر را مشروط به دهک‌های مختلف درآمدی نشان می‌دهد. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهند، میزان ریسک‌گریزی افراد با افزایش درآمد، کاهش می‌یابد.

۵-۱- آزمون انتخاب نامساعد

اکنون با معلوم بودن تمامی متغیرها و پارامترهای سمت راست (۵-۲)، می‌توان وضعیت پنهان سلامت هر فرد را به تنهایی به‌دست آورد. با داشتن توزیع تجربی وضعیت پنهان سلامتی θ ، توزیع‌های شرطی وضعیت پنهان سلامتی را برای انواع بیمه درمان، شامل بیمه خدمات درمانی کارمندان دولت، بیمه تأمین اجتماعی کارگران و کارفرمایان، خویش فرمایان، بیمه تأمین اجتماعی صاحبان حرف و مشاغل آزاد و افراد بیمه نشده، به‌دست می‌آوریم.

آزمون فرضیه برابری توزیع‌های شرطی سلامت افراد، با استفاده از آزمون دو نمونه‌ای کولموگروف - اسمیرنوف انجام می‌شود. به این منظور تمام زوج‌های ممکن از انواع بیمه را آزمون می‌کنیم. فرضیه صفر این آزمون، یکسان بودن توزیع وضعیت پنهان سلامتی افراد در گروه‌های مختلف بیمه‌ای است. مقادیر به‌دست آمده برای p -مقدارها و آماره ترکیبی $k-s$ در جدول (۵-۳)، فرض صفر آزمون را رد کرده و نشان می‌دهند که توزیع سلامت افرادی که بیمه نیستند، به طور معنی‌داری از نظر آماری از گروه‌های بیمه شده، متفاوت است. همچنین توزیع سلامت بیمه‌شدگان کارمند دولت و کارگر و کارفرمایان، به طور معنی‌داری از دیگر گروه‌های بیمه شده متفاوت است. در جدول (۵-۳)، تنها p -مقدار محاسبه شده برای مقایسه توزیع سلامت خویش فرمایان و بیمه‌شدگان حرف و مشاغل آزاد به اندازه کافی بزرگ‌تر از صفر است و فرض یکسان بودن توزیع سلامت این دو گروه بیمه را رد نمی‌کند، یعنی این که تفاوت آماری معنی‌داری بین سلامت خویش فرمایان و بیمه‌شدگان حرف و مشاغل آزاد، وجود ندارد. نتایج فوق همراه با آماره‌های (میانگین، انحراف معیار و...) محاسبه شده در جدول (۵-۴)، نشان می‌دهند که وضعیت سلامت پنهان بیمه‌شدگان کارمند دولت با میانگین ۳۶۸۹۸- ریال و کارگران و کارفرمایان با میانگین ۲۵۰۰۸- ریال، از افراد بیمه نشده با میانگین ۵۴۷۰ ریال، بهتر است، بنابراین فرضیه وجود انتخاب نامساعد در مورد این دو نوع بیمه رد می‌شود. این نتیجه کاملاً منطبق با واقعیت است، زیرا این نوع بیمه‌ها اجباری بوده و افراد امکان انتخاب نامساعد ندارند. از سوی دیگر، وضعیت سلامت بیمه‌شدگان خویش فرما با میانگین ۷۵۷۸۱ ریال و صاحبان حرف و مشاغل آزاد با میانگین ۳۷۴۱۷ ریال، از افراد بیمه نشده بدتر است، بنابراین فرضیه وجود انتخاب نامساعد در مورد این نوع بیمه‌ها پذیرفته می‌شود. این نتیجه به علت اختیاری بودن هر دو نوع این بیمه‌ها، چندان دور از ذهن به نظر نمی‌رسد، زیرا که قرارداد بیمه خویش فرما و صاحبان حرف

و مشاغل آزاد اختیاری است، افرادی که تحت پوشش هیچ بیمه‌ای نیستند و شوکی ناگهانی به سلامت آن‌ها وارد می‌شود، اقدام به خرید این نوع بیمه‌ها می‌کنند، روشن است که این گونه افراد از نظر سلامت در وضعیت نامطلوب تری قرار دارند.

۵-۲- آزمون مخاطرات اخلاقی

از معیار معرفی شده توسط باجاری و همکاران (۲۰۰۵)، برای تعیین میزان مخاطرات اخلاقی استفاده می‌کنیم. با مشتق گیری ضمنی از (۳-۴) و جای گذاری تابع $z(m)$ از (۴-۱)، خواهیم داشت:

$$\text{elasticity} = \frac{\partial m}{\partial z'(m)} \times \frac{z'(m)}{m} = \frac{-\gamma_1 c_i^{-\gamma_1 - 1} m_i z'(m_i) - c_i^{-\gamma_1}}{\gamma_1 c_i^{-\gamma_1 - 1} z'(m_i)^2 + \gamma_2 \gamma_3 (m_i - \theta_i)^{-\gamma_3 - 1}} \times \frac{z'(m_i)}{m_i} \quad (5-5)$$

سپس با استفاده از داده‌های موجود و پارامترهای تخمین زده شده، عبارت فوق را که بیانگر کشش هزینه خدمات دارویی و پاراکلینیکی، به ازای یک درصد تغییر در قیمت مؤثر هزینه‌های این خدمات است را برای هر فرد محاسبه می‌کنیم. پس از این محاسبه، توزیع‌های شرطی این کشش برای انواع بیمه درمان قابل استخراج است. آماره‌های مربوط (میانگین، انحراف معیار و ...) به این توزیع تجربی کشش‌ها در جدول (۵-۵) آورده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که به طور متوسط افزایش یک درصدی نرخ پرداخت از جیب، ۲/۹ درصد هزینه‌های استفاده از خدمات دارویی و پاراکلینیکی را کاهش می‌دهد.

برای آزمودن وجود مخاطرات اخلاقی، دوباره با استفاده از آزمون دو نمونه‌ای کولموگروف-اسمیرنوف فرضیه یکسان بودن توزیع کشش تمام زوج‌های ممکن از انواع بیمه را آزمون می‌کنیم. نتایج جدول (۵-۶)، نشان می‌دهد که بین توزیع کشش تمامی زوج‌های انتخاب شده به استثنای خویش فرمایان و صاحبان حرف و مشاغل آزاد، تفاوت آماری معنی داری در سطح ۰/۰۵ وجود دارد.

طبق آنچه از آزمون انتخاب نامساعد به دست آوردیم، به این نتیجه می‌رسیم که توزیع سلامت پنهان افرادی که بیمه نیستند، تفاوت معنی داری از افراد بیمه شده دارد، این در حالی است که توزیع کشش آن‌ها نیز متفاوت است. این بدان معنی است که در

نمونه مورد بررسی، سیاست بازپرداخت در تمام انواع بیمه درمان در ایران، به گونه‌ای طراحی شده که افراد بیمه شده همانند افرادی که بیمه نیستند، رفتار نمی‌کنند. چرا که طبق نتایج آزمون انتخاب نامساعد، بیمه شدگان کارمند دولت و کارگران و کارفرمایان دارای بهترین وضعیت پنهان سلامت بودند، در حالی که با توجه به جدول (۵-۵) با متوسط کشش ۳/۸- و ۳/۵-، دارای بیشترین میزان مخاطرات اخلاقی هستند. در این بین بیمه شدگان خویش فرما و صاحبان حرف و مشاغل آزاد با متوسط کشش ۳/۱- و ۳-، در مصرف خدمات درمانی رفتاری مشابه نشان می‌دهند. بنابراین فرضیه دوم تحقیق مبنی بر وجود مخاطرات اخلاقی در بازار بیمه درمان ایران، در تمام انواع بیمه درمان در ایران، مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

همان‌طور که دیدید کشش تقاضا نسبت به قیمت مؤثر خدمات دارویی و پاراکلینیکی را به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری شدت پدیده مخاطرات اخلاقی در مصرف این گونه خدمات معرفی کردیم، در این مرحله قصد داریم عوامل مؤثر بر میزان این کشش و شدت مخاطرات اخلاقی را شناسایی کنیم. آماره t و p -مقدارهای مربوط به ضرائب متغیرهای توضیحی در جدول (۷-۵) آورده می‌شوند، نتایج نشان می‌دهند که ضرائب تمامی متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار هستند. براساس شواهد از این جدول می‌توان دریافت که بین افراد بیمه شده بیشترین میزان مخاطرات اخلاقی متوجه کارمندان دولت است، زیرا در صورت ثابت بودن سایر شرایط، کارمندان دولت، کارگران و کارفرمایان، خویش فرمایان و صاحبان حرف و مشاغل آزاد به ترتیب به میزان ۱/۱،۷۷/۹۳، ۱/۷۲ و ۱/۳۸ درصد به میزان مخاطرات اخلاقی در مصرف خدمات دارویی و پاراکلینیکی می‌افزایند. از سوی دیگر با افزایش سن فرد بیمه شده به دلیل افزایش نیاز به خدمات درمانی، وقوع مخاطرات اخلاقی در مصرف این خدمات بیش‌تر می‌شود. متغیر توضیحی درآمد اثر کوچک، اما معنی‌داری بر میزان مخاطرات اخلاقی دارد، به این معنا که با افزایش درآمد، میزان مخاطرات اخلاقی افزایش خواهد یافت، زیرا $0/3m$ رقم زیادی برای یک فرد پردرآمد نیست. این نتیجه در جدول (۸-۵) به خوبی قابل مشاهده است. در این جدول توزیع شرطی کشش تقاضایی را برای دهک‌های مختلف درآمدی به دست آورده‌ایم. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، شدت پدیده کژمنشی در دهک‌های بالای درآمدی بیش‌تر است. همان‌طور که انتظار می‌رود وضعیت سلامت فرد اثر معنی‌داری بر مخاطرات اخلاقی دارد، هر چه وضعیت سلامت گزارش شده توسط فرد بدتر باشد، به دلیل استفاده بیش‌تر از خدمات

درمانی، احتمال وقوع پدیده مخاطرات اخلاقی توسط وی بیش تر خواهد بود، که علامت منفی ضریب تخمین زده شده برای متغیر توضیحی healthgroup در جدول (۵-۷) موید این مطلب است. ضریب منفی متغیر ریسک‌گریزی فرد، نشان می‌دهد که هرچه فرد ریسک‌گریزتر باشد، میزان وقوع مخاطرات اخلاقی از سوی وی بیش تر خواهد بود. همان‌طور که انتظار می‌رفت، هر چه شوک‌های وارده به سلامتی فرد θ بدتر باشد، به دلیل نیاز واقعی به خدمات درمانی از میزان مخاطرات اخلاقی کاسته می‌شود. سرانجام ضریب تخمین زده شده برای متغیر پرداخت از جیب، فرضیه وجود مخاطرات اخلاقی را تقویت می‌کند، زیرا علامت مثبت این ضریب نشان می‌دهد با افزایش پرداخت از جیب، میزان مخاطرات اخلاقی کاهش می‌یابد. این نتیجه که در راستای نظریه‌های موجود است، از دیرباز به‌عنوان بدیهی‌ترین راه حل مواجه با پدیده کژمنشی مورد توجه بوده است (پاولی ۱۹۶۸). ولی این افزایش پرداخت از جیب، با هدف بیمه گر مبنی بر پراکندن ریسک مغایرت دارد، بنابراین بهتر است که برای افراد کژمنش‌تر، پرداخت از جیب بیش‌تری در نظر گرفته شود، زیرا در این صورت پورتفولیوی شرکت به سوی افراد کم ریسک تر تغییر می‌کند.

۶- نتیجه‌گیری، راه‌کارها و محدودیت‌ها

مدل نظری ما بر اساس کارهای نظری کالتر و زکهارز (۲۰۰۰)، صورت بندی شده و یک مدل تقاضا برای مراقبت‌های درمانی با وجود هر دو پدیده انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی برآورد می‌شود. به طور مشخص‌تر، در این تحقیق تلاش کردیم به پیشبردهای^۱ زیر در کارهای تجربی انجام شده در ایران، دست یابیم؛ (۱) یک مدل با کم‌ترین فروض آماری را پیشنهاد کردیم که تأثیر هر دو مسئله انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی را در تعیین هم زمان تقاضا برای بیمه درمان و مراقبت‌های درمانی امکان‌پذیر می‌سازد. (۲) یک شیوه نیمه پارامتری برای شناسایی و تخمین مدل، به کار گرفته می‌شود، که به فروض آماری خاص^۲ درباره چگونگی سیاست بازپرداخت بیمه‌ای، توزیع وضعیت سلامت پنهان افراد و هم‌چنین انتخاب نوع بیمه، بستگی ندارد. (۳) به صورت ناپارامتری وجود انتخاب نامساعد در طرح‌های مختلف بیمه‌ای آزمون می‌شود.

1- Contribution.

2- Ad Hoc.

(۴) شدت مخاطرات اخلاقی اندازه‌گیری شده و وجود آن را در گزینه‌های مختلف بیمه‌ای آزمون می‌شود.

نتایج به‌دست آمده فرضیه وجود انتخاب نامساعد در بیمه خویش فرمای خدمات درمانی و صاحبان حرف و مشاغل آزاد تأمین اجتماعی و مخاطرات اخلاقی را در تمام انواع بیمه درمان شامل بیمه خدمات درمانی کارمندان دولت، کارگر و کارفرمایی تأمین اجتماعی، خویش فرمای خدمات درمانی و صاحبان حرف و مشاغل آزاد تأمین اجتماعی، تأیید می‌کند. هم‌چنین میزان شدت مخاطرات اخلاقی هر فرد در جامعه محاسبه شده است، که نتایج نشان می‌دهد شدت این پدیده در دهک‌های درآمدی بالاتر، بیش‌تر است. به‌علاوه نتایج حاکی از آن است که افراد جامعه آماری مورد بررسی، ریسک‌گریزی بیش‌تری در مصرف خدمات دارویی و پاراکلینیکی در مقایسه با مصرف دیگر کالاها و خدمات از خود نشان می‌دهند. میزان این ریسک‌گریزی در دهک‌های پایین درآمدی بیش‌تر است.

با توجه به چارچوب تحلیل و نتایج به‌دست آمده از این پژوهش، راه‌کارهای زیر برای به‌حداقل رساندن اثرات زیانبار دو پدیده انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی پیشنهاد می‌شود: سازمان‌های بیمه‌ای برای جلوگیری از انتخاب نامساعد افراد، می‌توانند پیش شرط‌هایی برای وضعیت سلامتی آن‌ها وضع کنند، به این ترتیب که پیش از انعقاد قرارداد بیمه، وضعیت سلامت فرد متقاضی توسط پزشک مورد اعتماد سازمان ارزیابی شود. از سوی دیگر، سازمان‌های بیمه‌ای می‌توانند از معیار معرفی شده در این پژوهش برای شناسایی افراد کژمنش، استفاده کرده و با اعمال حق بیمه مناسب برای آن‌ها، از ارتکاب این پدیده نیز جلوگیری کنند.

کلام آخر این‌که اگر چه روش‌های به‌کار رفته در این پژوهش به فروض آماری خاصی نیاز ندارد و از این جهت نسبت به تغییر روش‌های تخمین، کاملاً انعطاف‌پذیر است. اما تفکیک‌پذیر بودن تابع مطلوبیت نسبت به مصرف کالای مرکب و خدمات درمانی، از محدودیت‌های این پژوهش محسوب می‌شود.

فهرست منابع

- ۱- دفتر مطالعات اجتماعی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، گزارش وضعیت صنعت داروسازی ایران.

- ۲- کریمی، ایرج و کوهی، فرهاد (۱۳۸۱). "تعیین الگوی مصرف خدمات تشخیصی - درمانی بیمه‌شدگان سازمان‌های بیمه همگانی (۱۳۸۰).
- 3- Akerlof, George. The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*. 1970; 84(3): 488-500.
 - 4- Arrow, K.J. Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care. *American Economic Review*. 1963; 53:941-973.
 - 5- Bajari, Patrick and Hong, Han and Khwaja, Ahmed. A Semiparametric Analysis of Adverse Selection and Moral Hazard in Health Insurance Contract. NBER Working Paper. 2006; No. 12445
 - 6- Browne, Mark J., 1992a, Evidence of Adverse Selection in the Individuals Health Insurance Market, *Journal of Risk and Insurance*, 59: 13-33.
 - 7- Cardon, James H. and Igal Hendel. Asymmetric Information in Health Insurance: Evidence from the National Medical Expenditure Survey. *RAND Journal of Economics*. 2001; 32(3):408-27.
 - 8- Cave, J. (1985), "Subsidy equilibrium and multiple-option insurance markets", in: R. Scheffier and L.F. Rossiter, eds., *Advances in Health Economics and Health Services Research. Biased Selection in Health Care Markets*, Vol. 6 (JAI Press, Greenwich, CT) 27-45.
 - 9- Cherkin, D.C., L. Grothaus and E.H. Wagner (1990), "The effect of office visit co-payments on preventive care services in an HMO", *Inquiry* 27.
 - 10- Cutler, D.M., and S.J. Reber (1998), "Paying for health insurance: the tradeoff between competition and adverse selection", *Quarterly Journal of Economics* 113(2):433-466.
 - 11- Cutler, David M. and Richard J. Zeckhauser. *The Anatomy of Health Insurance*. Culyer, Anthony J. and Joseph P. Newhouse (eds) *Handbook of Health Economics Vol. 1A*. Amsterdam; New York: Elsevier; 2000; pp. 563-643.
 - 12- Doeringhaus, Helen I. 1993, *Asymmetric Information and the Demand for Medigap Insurance*, working paper.
 - 13- [11]Feldman, R., and D. Dowd (1991), "Must adverse selection cause premium spirals?", *Journal of Health Economics* 10(3):350-357.
 - 14- [12]Gilleskie, Donna B. A Dynamic Stochastic Model of Medical Care Use and Work Absence. *Econometrica*. 1998; 66(1):1-45.
 - 15- Heaney, C.T., and D.C. Riedel (1970), *From Indemnity to Full Coverage: Changes in Hospital Utilization* (Blue Cross Association, Chicago).

- 16- Keeler, E.B., and J.E. Rolph (1988), "The demand for episodes of treatment in the health insurance experiment", *Journal of Health Economics* 7(4):337-367.
- 17- [15]Kenkel, D.S., 2000. Prevention. In: Culyer, A.J., Newhouse, J.P. (Eds.), *Handbook of Health Economics* 1A. North Holland, Amsterdam.
- 18- Pauly, M. The Economics of Moral Hazard: Comment. *American Economic Review*. 1968; 58:531-536.
- 19- Pauly, M. Adverse Selection and Moral Hazard: Implications for Health Insurance Markets.
- 20- Oberlin College Health Economics Conference, Oberlin, OH. September 8-10, 2006.
- 21- Phelps, C.E., and J.P. Newhouse (1974), "Coinsurance, the price of time, and the demand for medical services", *Review of Economics and Statistics* 56:334-342.
- 22- Roddy, P.C., J. Wallen and S.M. Meyers (1986), "Cost sharing and use of health services: the United Mine Workers' of America health plan", *Medical Care* 24(9):873-877.
- 23- Rothschild, M. and J.E. Stiglitz. *Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information*. *Quarterly Journal of Economics*. 1976; 90(4):630-649.
- 24- Rosett, R.N., and L.F. Huang (1973), "The effect of health insurance on the demand for medical care", *Journal of Political Economy* 81:281-305.
- 25- Scitovsky, A.A., and N.M. Snyder (1972), "Effect of coinsurance on use of physician services", *Social Security Bulletin* 35(6):3-19.
- 26- Shang, Baoping(2005), "The Cost and Health Effects of Prescription Drug Coverage and Utilization in the Medicare Population"
- 27- Wilson, Ch. The Nature of Equilibrium in Markets with Adverse Selection. *The Bell Journal of Economics*, Vol. 11, No. 1. (Spring, 1980), pp. 108-130.
- 28- Zeckhauser, R. *Medical Insurance: a Case Study of the Tradeoff Between Risk Spreading and Appropriate Incentives*. *Journal of Economic Theory*. 1970; 2(1):10-26.
- 29- Zweifel, P., Breyer, F., 1997. *Health Economics*. Oxford University
- 30- Press, New York.
- 31- Newhouse (eds) *Handbook of Health Economics* Vol. 1A. Amsterdam; New York : Elsevier; 2000; pp. 409-459.

ت. پیوست‌ها

جدول ۵-۱- تخمین پارامترهای ریسک‌گریزی

| Generalized Method of Moment | | |
|------------------------------|------------------------|------------------------|
| γ_1 | γ_2 | γ_3 |
| ۰/۳۸۲۷۶۳ (۴/۰۲۵۷۱۹) | ۷۸/۴۱۶۴۰ (۲/۲۲۸۳۸۳) | ۰/۹۰۶۱۳۴ (۶/۸۶۶۱۵۷) |
| R-squared | ۰/۰۳۵۶۱۱ | |
| J-statistic | ۲/۱۷e-۰۷ | |

آماره t مربوط به ضرائب داخل پراتنز گزارش شده است.

جدول ۵-۲- توصیف آماری توزیع ریسک‌گریزی نسبت به خدمات دارویی و پاراکلینیکی مشروط بر دهک درآمدی

| Variable | Observation | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
|--------------|-------------|-----------|----------|----------|-----------|
| Riskavers_m0 | ۳۰۶۵ | ۰/۰۰۰۰۲۵۴ | ۸/۶۹e-۰۶ | ۴/۷۲e-۰۶ | ۰/۰۰۰۱۵۶ |
| Riskavers_m1 | ۳۰۸۸ | ۰/۰۰۰۰۱۸ | ۵/۲۲e-۰۶ | ۴/۰۹e-۰۶ | ۰/۰۰۰۰۴۷۱ |
| Riskavers_m2 | ۳۰۸۵ | ۰/۰۰۰۰۱۴۹ | ۵/۵۱e-۰۶ | ۳/۷۲e-۰۶ | ۰/۰۰۰۰۶۳۶ |
| Riskavers_m3 | ۳۰۹۰ | ۰/۰۰۰۰۱۲۸ | ۵/۴۳e-۰۶ | ۳/۴۴e-۰۶ | ۰/۰۰۰۰۲۷۹ |
| Riskavers_m4 | ۳۰۹۲ | ۰/۰۰۰۰۱۰۹ | ۵/۳۸e-۰۶ | ۳/۲۰e-۰۶ | ۰/۰۰۰۰۲۸ |
| Riskavers_m5 | ۳۰۸۹ | ۹/۷۶e-۰۶ | ۵/۱۰e-۰۶ | ۲/۹۸e-۰۶ | ۰/۰۰۰۰۴۶۶ |
| Riskavers_m6 | ۳۰۹۲ | ۸/۲۳e-۰۶ | ۴/۸۰e-۰۶ | ۲/۷۷e-۰۶ | ۰/۰۰۰۰۱۹۸ |
| Riskavers_m7 | ۳۰۸۹ | ۷/۰۲e-۰۶ | ۴/۴۷e-۰۶ | ۲/۵۳e-۰۶ | ۰/۰۰۰۰۴۰۱ |
| Riskavers_m8 | ۳۰۹۱ | ۵/۹۲e-۰۶ | ۳/۹۲e-۰۶ | ۲/۲۳e-۰۶ | ۰/۰۰۰۰۱۳۴ |
| Riskavers_m9 | ۳۰۸۹ | ۴/۷۲e-۰۶ | ۳/۱۷e-۰۶ | ۵/۵۳e-۰۷ | ۰/۰۰۰۰۱۰۹ |

جدول ۵-۳- آزمون دو نمونه‌ای کولموگراف-اسمیرنف، برای وضعیت پنهان سلامت افراد برای آزمون وجود انتخاب نامساعد

| Insurance category | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ |
|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| ۱ | ۰/۷۰۰۳ (۰/۰۰۰) | ۰/۶۶۲۹ (۰/۰۰۰) | ۰/۵۸۹۱ (۰/۰۰۰) | ۰/۶۱۳۴ (۰/۰۰۰) |
| ۲ | | ۰/۱۶۸۷ (۰/۰۰۰) | ۰/۱۸۸۹ (۰/۰۰۰) | ۰/۱۸۴۴ (۰/۰۰۰) |
| ۳ | | | ۰/۰۸۲۵ (۰/۰۰۰) | ۰/۰۵۸۵ (۰/۰۰۱) |
| ۴ | | | | ۰/۰۳۸۳ (۰/۳۱۸) |

مقادیر آماره ترکیبی k-s، همراه با مقادیر p-value، در پرانتز گزارش شده‌اند. گروه ۱، بیمه نشده‌ها، گروه ۲، کارمندان دولت، گروه ۳، کارگران و کارفرمایان، گروه ۴، خویش فرمایان و گروه ۵، صاحبان حرف و مشاغل آزاد هستند.

جدول ۵-۴- توصیف آماری وضعیت پنهان سلامت افراد مشروط بر نوع بیمه

| Variable | Observation | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|------------|-------------|-----------|-----------|-----------|----------|
| θ | ۳۰۸۷۰ | ۱۱۵/۹۶۷۹ | ۵۴۳۹۶۹/۹ | -۱۳۹۲۶۳۱ | ۴/۱۰e+۰۷ |
| θ_1 | ۲۰۳۴۵ | ۵۴۶۹/۵۷۳ | ۱۶۹۲۵۳/۳ | -۳۷۰۷۵۴/۶ | ۵۸۶۸۳۰۴ |
| θ_2 | ۳۹۳۵ | -۳۶۸۹۷/۶۴ | ۱۰۵۷۲۹۱ | -۱۱۹۶۱۳۹ | ۴/۱۰e+۰۷ |
| θ_3 | ۴۰۰۲ | -۲۵۰۰۸/۴۵ | ۷۵۲۳۹۶/۵ | -۷۶۴۸۶۲/۷ | ۱/۸۵e+۰۷ |
| θ_4 | ۱۰۶۲ | ۷۵۷۸۱/۰۷ | ۸۴۵۲۹۴ | -۹۸۷۴۴۴/۷ | ۸۸۵۷۲۰۶ |
| θ_5 | ۱۵۲۶ | ۳۷۴۱۶/۸ | ۸۵۴۶۸۶/۳ | -۱۳۹۲۶۳۱ | ۱/۲۲e+۰۷ |

گروه ۱، بیمه نشده‌ها، گروه ۲، کارمندان دولت، گروه ۳، کارگران و کارفرمایان، گروه ۴، خویش فرمایان و گروه ۵، صاحبان حرف و مشاغل آزاد هستند.

جدول ۵-۵- توصیف آماری کشش تقاضا نسبت به قیمت مؤثر خدمات دارویی و پاراکلینیکی، مشروط بر نوع بیمه

| Variable | Observation | Mean | Std. Dev | Min | Max |
|-------------------------|-------------|-----------|----------|-----------|------------|
| Elasticity | ۱۹۷۶۲ | -۲/۹۲۳۲۸ | ۴/۸۴۴۶۷۷ | -۱۰۴/۵۵۹۵ | -۰/۰۲۰۱۰۵۷ |
| Elasticity _۱ | ۱۲۸۷۸ | -۲/۶۱۹۰۴ | ۴/۱۹۵۲۵۸ | -۷۱/۱۶۶۴۷ | -۰/۰۲۷۸۷۴۹ |
| Elasticity _۲ | ۲۵۲۰ | -۳/۸۳۷۵۰۷ | ۶/۲۹۵۷۷۲ | -۸۸/۲۱۲۸۵ | -۰/۰۲۰۱۰۵۷ |
| Elasticity _۳ | ۲۵۹۰ | -۳/۴۸۵۶۰۵ | ۵/۸۱۶۳۹ | -۹۰/۵۲۲۱۶ | -۰/۰۲۵۵۴۰۹ |
| Elasticity _۴ | ۷۴۶ | -۳/۰۸۹۷۷۱ | ۵/۶۳۱۰۲۶ | -۱۰۴/۵۵۹۵ | -۰/۰۴۵۰۳۰۱ |
| Elasticity _۵ | ۱۰۲۲ | -۲/۹۵۲۷۸ | ۴/۶۱۷۸۶۷ | -۶۸/۳۵۴۰۹ | -۰/۰۳۵۶۸۳۶ |

گروه ۱، بیمه نشده‌ها، گروه ۲، کارمندان دولت، گروه ۳، کارگران و کارفرمایان، گروه ۴، خویش فرمایان و گروه ۵ صاحبان حرف و مشاغل آزاد هستند.

جدول ۵-۶- آزمون دو نمونه‌ای کولموگروف-اسمیرنف برای کشش تقاضا برای آزمون وجود

مخاطرات اخلاقی

| Insurance category | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ |
|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| ۱ | ۰/۱۳۲۷ (۰/۰۰۰) | ۰/۱۰۶۹ (۰/۰۰۰) | ۰/۰۵۹۹ (۰/۰۱۳) | ۰/۰۶۲۵ (۰/۰۰۱) |
| ۲ | | ۰/۰۳۸۸ (۰/۰۴۲) | ۰/۰۹۸۰ (۰/۰۰۰) | ۰/۰۸۶۴ (۰/۰۰۰) |
| ۳ | | | ۰/۰۶۸۳ (۰/۰۰۹) | ۰/۰۵۷۰ (۰/۰۱۷) |
| ۴ | | | | ۰/۰۳۲۱ (۰/۷۶۶) |

مقادیر آماره ترکیبی k-s، همراه با مقادیر p-value در پرانتز گزارش شده است. گروه ۱، بیمه نشده‌ها، گروه ۲، کارمندان دولت، گروه ۳، کارگران و کارفرمایان، گروه ۴، خویش فرمایان و گروه ۵، صاحبان حرف و مشاغل آزاد هستند.

جدول ۵-۷- عوامل مؤثر بر میزان کژمنشی

R-squared=0.084582

| Elasticity | Coefficient | Std. Err. | t-Statistic | Prob. | |
|-------------|-------------|-----------|-------------|-----------|--------|
| Dumins2 | -۱/۲۹۷۲۸ | ۰/۱۱۵۶۷۳ | -۱۶/۶۸۲۶۰ | ۰/۰۰۰۰ | |
| Dumins3 | -۱/۷۶۵۵۹۲ | ۰/۱۱۱۷۸۸ | -۱۵/۷۹۴۱۵ | ۰/۰۰۰۰ | |
| Dumins4 | -۱/۷۱۸۰۰۴ | ۰/۱۹۱۲۷۷ | -۸/۹۸۱۷۴۹ | ۰/۰۰۰۰ | |
| Dumins5 | -۱/۳۷۵۹۱۳ | ۰/۱۶۵۴۵۰ | -۸/۳۱۶۲۱۱ | ۰/۰۰۰۰ | |
| Age | -۰/۰۱۳۳۳۵ | ۰/۰۰۱۹۶۱ | -۶/۸۰۱۲۵۵ | ۰/۰۰۰۰ | |
| Hsize | -۰/۱۶۴۵۷۷ | ۰/۰۱۴۳۵۲ | -۱۱/۴۶۷۴۱ | ۰/۰۰۰۰ | |
| Inc | -۱/۲۹e-۰۷ | ۸/۵۹e-۰۹ | -۱۵/۰۰۷۶۷ | ۰/۰۰۰۰ | |
| Healthgroup | -۱۴/۴۹۹۵۶ | ۰/۵۲۴۸۹۹ | -۲۷/۶۲۳۵۴ | ۰/۰۰۰۰ | |
| Riskaverse_ | m | -۶۳۸۰۵/۸۵ | ۵۴۵۹/۲۲۵ | -۱۱/۶۸۷۷۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| θ | ۲/۷۱e-۰۶ | ۱/۶۲e-۰۷ | ۱۶/۶۸۴۵۸ | ۰/۰۰۰۰ | |
| Hoop | ۲/۷۳e-۰۶ | ۳/۱۹e-۰۷ | ۸/۵۶۲۵۱۰ | ۰/۰۰۰۰ | |

Dumins = متغیر مجازی برای انواع گروه‌ها: ۱- بیمه نشده‌ها ۲- کارمندان دولت ۳- کارگران و کارفرمایان ۴- خویش فرمایان ۵- صاحبان حرف و مشاغل آزاد،
Hsize = بعد خانوار
Inc = درآمد
Heathgroup = وضعیت سلامتی گزارش شده
Riskaverse_m = ضریب ریسک‌گریزی مطلق ارو - پرت
 θ = میزان شوک وارده به سلامتی فرد بر حسب واحد پولی
Hoop = پرداخت از جیب خانوار برای مصرف خدمات داروی و پاراکلینیکی

جدول ۵-۸- توصیف آماری توزیع کشش تقاضا نسبت به قیمت مؤثر خدمات دارویی و پاراکلینیکی بر اساس دهک‌های درآمدی

| Variable | Observation | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
|--------------|-------------|-----------|----------|-----------|------------|
| Elasticity_0 | ۱۷۵۹ | -۲/۰۲۵۹۶۹ | ۳/۴۱۵۷۳۵ | -۵۷/۳۷۰۷۵ | -۰/۰۵۹۷۳۸۱ |
| Elasticity_1 | ۱۹۲۴ | -۲/۳۸۷۵۷ | ۳/۹۸۱۲۱۹ | -۶۳/۲۱۷۹۵ | -۰/۰۴۶۱۳۴۳ |
| Elasticity_2 | ۱۹۷۳ | -۲/۵۱۰۳۳۱ | ۳/۵۱۵۶۳۹ | -۴۱/۳۸۰۷۷ | -۰/۰۴۲۰۱۲ |
| Elasticity_3 | ۱۹۷۶ | -۲/۶۸۹۲۲۸ | ۴/۳۵۴۵۱۴ | -۷۱/۱۶۶۴۷ | -۰/۰۳۸۲۵۸۱ |
| Elasticity_4 | ۱۹۸۰ | -۲/۷۷۶۰۴۱ | ۴/۴۷۷۴۹۶ | -۹۰/۵۲۲۱۶ | -۰/۰۴۵۸۲۶۹ |
| Elasticity_5 | ۱۹۹۰ | -۲/۹۸۴۱۶ | ۴/۳۳۵۲۶۸ | -۴۱/۹۹۷۳۶ | -۰/۰۳۹۹۵۴۵ |
| Elasticity_6 | ۲۰۵۱ | -۳/۰۷۷۳۹۶ | ۴/۷۶۳۱۹۱ | -۵۹/۲۱۰۳ | -۰/۰۳۹۴۵۳۱ |
| Elasticity_7 | ۲۰۲۶ | -۳/۳۷۸۵۹۴ | ۵/۳۷۵۶۱ | -۵۴/۲۶۵۳۲ | -۰/۰۲۸۰۸۶۶ |
| Elasticity_8 | ۲۰۱۹ | -۳/۳۳۱۸۴۸ | ۵/۵۰۴۷۳۴ | -۸۸/۲۱۲۸۵ | -۰/۰۲۵۵۴۰۹ |
| Elasticity_9 | ۲۰۶۴ | -۳/۸۸۸۹۹۱ | ۷/۰۵۱۰۴۲ | -۱۰۴/۵۵۹۵ | -۰/۰۲۰۱۰۵۷ |